Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2004-12 / Working Paper 2004-12

Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système

Eric Heyer, Florian Pelgrin et Arnaud Sylvain

Remerciements

Je remercie bien sincèrement pour leurs commentaires et suggestions les participants au colloque tenu à Montréal en 2003 par la Société canadienne de science économique.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

104-04046/

Document de travail 2004-12 de la Banque du Canada

Avril 2004

Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système

Eric Heyer

Observatoire français de la conjoncture économique (OFCE)

Florian Pelgrin

Banque du Canada, EUREQua, Université de Paris I et OFCE
fpelgrin@banqueducanada.ca

Arnaud Sylvain

Banque de France

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et elles n'engagent ni la Banque du Canada ni la Banque de France.

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Degrés d'utilisation des facteurs et analyse de la combinaison productive 2

3. Les données 5

4. Relation estimée et méthode d'estimation 6

   4.1 Estimation des paramètres de la fonction de production 6

   4.2 Les estimateurs 9

   4.3 Les propriétés à distance finie des différents estimateurs 14

5. Les résultats 18

   5.1 Rendements d'échelle constants et élasticité du capital proche de 0,3 lorsque la fonction de production est à deux facteurs 18

   5.2 Travail posté et capital : des élasticités identiques au sein de la combinaison productive? 20

   5.3 L'apport des durées d'utilisation dans la combinaison productive 21

   5.4 Une comparaison avec les études antérieures 23

6. Conclusion 25

Bibliographie 27

Annexe 1 : Données utilisées, construction des variables et sélection de l'échantillon 31

Annexe 2 : Résultats des estimations 34

Résumé

Si plusieurs travaux ont montré l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, l'influence des durées d'utilisation des facteurs dans la combinaison productive reste néanmoins largement méconnue, particulièrement en ce qui concerne la durée d'utilisation des équipements. À partir de données d'entreprises industrielles françaises sur la période 1989-2001, les auteurs estiment une fonction de production Cobb-Douglas tenant compte des volumes de facteurs et des durées d'utilisation. Ils reprenent le cadre défini par Blundell et Bond (2000) en supposant l'existence de chocs autocorrélés permettant une représentation dynamique de la combinaison productive et utilisent comme méthode d'estimation de référence la méthode des moments généralisés en système. Il ressort de leurs estimations que le travail posté et le capital ont des élasticités identiques : l'accroissement de la production résultant d'un doublement du nombre d'équipes successives équivaut à celui d'un doublement du stock de capital. Ils acceptent également l'hypothèse de rendements d'échelle constants.

Mots-clés : Fonction de production, données de panel, méthode des moments généralisés, durée d'utilisation des équipements, durée du travail

Classification JEL : C33, D24, J23
Classification de la Banque : Modèles économiques

Abstract

Although a number of studies have demonstrated the importance of the degree of factor utilization in economic analysis, the impact of the durations of utilization in a production function remains largely unknown, particularly in terms of the duration of equipment utilization. Using French data on industrial firms over the period 1989–2001, the authors estimate a Cobb-Douglas production function that accounts for the volumes and durations of factor utilization. They draw on the framework proposed by Blundell and Bond (2000), assuming that serially correlated shocks allow a dynamic representation of the production function, and they choose the system-generalized method of moments as the reference estimation method. Their estimates yield identical elasticities for shifts of work and capital: the increase in output resulting from doubling the number of work teams is equivalent to that from doubling the stock of capital. Finally, they cannot reject the null hypothesis of constant returns to scale in their sample.

JEL classification: C33, D24, J23
Bank classification: Economic models

1. Introduction

Depuis le début des années 1960, plusieurs travaux se sont attachés à décrire l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, tant dans l'analyse des demandes de facteurs (Ball et St Cyr, 1966 ; Brechling et O'Brien, 1967; Nadiri 1968 ; Nadiri et Rosen, 1969, 1973) que dans celle des fluctuations de la productivité (Foss, 1963) ou de la formalisation de la combinaison productive (Feldstein, 1967; Craine, 1973; Leslie et Wise, 1980; Hart et Mc Gregor, 1987).

Si l'ensemble de ces études montre l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique, les mesures utilisées ne sont pas homogènes. En effet, s'il est généralement admis que les deux principales dimensions des degrés d'utilisation sont l'intensité et la durée (Cette et Bosworth, 1995), l'impact des durées d'utilisation dans la combinaison productive reste ainsi largement méconnu. Une telle méconnaissance paraît d'autant plus dommageable dans le cas de la France que les durées d'utilisation des facteurs y ont connu des évolutions prononcées ces dernières années. Or, le rapprochement de deux bases de données de la Banque de France permet de disposer de stocks et de durées d'utilisation des facteurs (durée du travail et durée d'utilisation des équipements), autorisant ainsi pour la première fois l'estimation sur données individuelles d'une fonction de production incorporant explicitement ces durées d'utilisation.

L'apport de cette étude est également méthodologique. En cas d'hétérogénéité non observée et de simultanéité, les estimateurs standard des moindres carrés ordinaires ou *Within* se révèlent généralement insatisfaisants. Dans cette perspective, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en différence première (MMGD) est souvent retenu. Cependant, les propriétés de cet estimateur sont faibles lorsque les variables sont fortement persistantes : dans ce cas, les variables retardées en niveau sont faiblement corrélées avec les équations en différence première (instruments faibles). Blundell et Bond (2000) montrent alors que, dans le cas de séries fortement persistantes, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système (MMGS) est plus approprié.

Nos principaux résultats sont les suivants. Premièrement, en décomposant la durée d'utilisation des équipements en fonction de la durée du travail et d'un indicateur d'intensité du recours au travail en équipes successives, les estimations montrent que la variable représentant l'intensité du recours au travail posté est informative et statistiquement significative. En revanche, la durée du travail ne contribue pas à améliorer les résultats et demeure non significative. Un tel résultat semble devoir s'expliquer par la faible variabilité de cette variable, ainsi que par les erreurs de

mesure. Deuxièmement, toutes choses égales par ailleurs et sous les hypothèses retenues, l'intensité du recours au travail posté et le stock de capital auraient des élasticités identiques au sein de la combinaison productive : doubler le nombre d'équipes successives sur un équipement serait équivalent à l'acquisition d'un même équipement supplémentaire. Troisièmement, nos résultats confirment les meilleures propriétés de l'estimateur de la méthode des moments généralisés en système pour l'étude de la fonction de production (Blundell et Bond, 2000).

Le papier est organisé comme suit. Après un rappel des principaux champs de l'analyse économique où la prise en compte des degrés d'utilisation des facteurs semble particulièrement nécessaire (section 2), nous présentons les données recueillies pour estimer une fonction de production avec stocks et durées d'utilisation des facteurs au niveau individuel (section 3). Nous exposons ensuite en délaie le cadre théorique ainsi que les estimateurs retenus, avant de présenter les résultats des estimations (section 4). Afin de pouvoir apprécier l'impact de la prise en compte des durées d'utilisation, nous commentons également les résultats d'estimation d'une fonction de production simple à deux facteurs (section 5).

2. Degrés d'utilisation des facteurs et analyse de la combinaison productive

La prise en compte de l'utilisation des facteurs dans l'analyse économique repose sur l'intuition que les services rendus par les facteurs de production dépendent de leur degré d'utilisation lui-même fonction de l'intensité et de la durée d'utilisation. Durant les années 1960-1970, l'omission des degrés d'utilisation des facteurs de production dans les estimations économétriques des fonctions de demande de travail de court terme (Ball et St Cyr, 1966; Brechling et O'Brien, 1967; Nadiri, 1968) a fait naître une incohérence manifeste entre l'hypothèse de rendements décroissants et les mouvements procycliques observés de la productivité du travail et des salaires réels. Ainsi, à une analyse en termes de stocks de facteurs devrait se substituer une analyse en termes de services rendus par ces facteurs.

Plusieurs travaux se sont attachés à décrire l'importance de ces degrés dans l'analyse tant des demandes de facteurs et des fluctuations de court terme de la productivité que dans la formalisation de la combinaison productive. Ainsi, le modèle développé par Nadiri et Rosen (1973), en créant un lien théorique entre les modèles traditionnels de demande de facteurs et l'utilisation des facteurs de production, a constitué une avancée théorique majeure. Les estimations de ce modèle de demande de facteurs montrent qu'en réponse aux fluctuations cycliques de la demande, l'ajustement aux valeurs souhaitées s'opère plus rapidement pour les degrés d'utilisation que pour les variables de stocks. Sur données françaises, plusieurs études se

sont inspirées de ces travaux et ont également mis en évidence un impact des degrés d'utilisation des facteurs (Cette, 1983; Cueva et coll., 1993; Cueva, 1995). Dans le même temps, l'analyse des changements de productivité de long terme s'est également enrichie par la prise en compte des variations du degré d'utilisation du capital. Les travaux pionniers de Foss (1963) ont montré une contribution positive significative du degré d'utilisation du capital à l'évolution des gains de productivité aux États-Unis. En France, Cette (1990) a mis en évidence le profil cyclique de la durée d'utilisation des équipements et ses conséquences sur l'efficacité apparente des équipements.

La prise en compte des degrés d'utilisation dans les fonctions de production est importante puisque l'ajustement des stocks de facteurs n'est pas instantané, alors que leur degré d'utilisation peut être rapidement modifié. Plusieurs études sur données américaines (Craine 1973), anglaises (Feldstein, 1967; Leslie et Wise, 1980), allemandes (Hart et Mc Gregor, 1987) ou françaises (Cueva et Heyer, 1997; Heyer, 1998) ont ainsi estimé des fonctions de production incorporant ces degrés. En France, la politique de réduction de la durée légale du travail a amené une réflexion sur le rôle des durées d'utilisation des facteurs au sein du système productif (Cahuc et Granier, 1997; Gianella et Lagarde, 1999).

Les études qui valident l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique ne retiennent cependant que rarement le degré d'utilisation du capital. Ce déséquilibre peut être illustré par le Tableau 1, qui résume les résultats d'estimation d'une fonction Cobb-Douglas incorporant des degrés d'utilisation des facteurs. En outre, lorsqu'elles considèrent l'utilisation du capital, ces études recourent à des indicateurs hétérogènes : alors que la durée du travail est généralement associée au facteur travail, certaines analyses retiennent pour le capital des mesures du degré d'utilisation, alors que d'autres considèrent un taux d'utilisation qui se rapproche de l'intensité d'utilisation. La durée d'utilisation des équipements, symétrique de la durée du travail pour le capital, n'est ainsi que rarement retenue. Par ailleurs, la seule étude intégrant les deux durées d'utilisation dans une fonction de production (Cueva et Heyer, 1997) a été réalisée sur données macro-sectorielles et donne des résultats peu satisfaisants : l'élasticité de la durée d'utilisation des équipements est peu significative et celle de la production par rapport au capital est supérieure à celle du travail.

À cet égard, l'utilisation de données individuelles d'entreprise se révèlerait particulièrement intéressante pour étudier l'évolution de la durée du travail et celle de la durée d'utilisation des équipements. Leur plus grande variabilité ainsi que leur collecte au niveau microéconomique donnent aux données de panel un avantage sans conteste sur les séries macroéconomiques agrégées lorsqu'il s'agit d'étudier des comportements et des choix d'entreprises. La dimension individuelle pourrait être ainsi utilisée pour analyser les relations statiques ou dynamiques entre

Tableau 1 : Principaux résultats d'estimations d'une fonction Cobb-Douglas incorporant les degrés d'utilisation

	β_K	β_L	β_{DHT}	β_{NOP}	**Méthodologie**	**Données**
Feldstein (1967)	0,26 (0,01)	0,73 (0,009)	1,71 (2,19)		Variables instrumentales	Panel industrie Royaume-Uni
Craine (1973)	-0,07 (0,07)	0,80 (0,04)	1,98 (0,13)		MCO	Panel industrie États-Unis
Leslie et Wise (1980)	0,24 (0,01)	0,78 (0,01)	1,61 (0,18)		MCO	Panel industrie Royaume-Uni
Leslie et Wise (1980)	0,32 (0,03)	0,64 (0,04)	0,64 (0,11)		MCO (effet fixes sectoriels)	Panel industrie Royaume-Uni
Anxo et Bigsten (1989)	0,56 (0,09)	0,61 (0,02)			Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Anxo et Bigsten (1989)	0,46 (0,02)	0,68 (0,014)	0,98 (0,12)		Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Anxo et alii (1989)	0,51 (0,02)	0,63 (0,014)	0,91 (0,15)	–0,21* (0,08)	Variables instrumentales	Panel industrie Suède
Hart et Mac Gregor (1988)	0,47 (0,205)	0,73 (0,16)	0,55 (0,15)		Variables instrumentales	Panel industrie Allemagne
Hart et Mac Gregor (1988)	0,73 (0,16)	0,31 (0,12)	0,82 (0,36)	0,32 (0,01)	Variables instrumentales	Panel industrie Allemagne
Cueva et Heyer (1997)	0,19 (0,12)	0,72 (0,11)	1,54 (0,47)		MCO	Panel sectoriel industrie France
Cueva et Heyer (1997)	0,73 (0,11)	1,89 (0,50)	0,88 (0,10)	1,59** (0,87)	MCO	Panel sectoriel industrie France
Gianella et Lagarde (1999)	0,21 (0,00)	0,83 (0,00)	0,22* (0,10)		MCO	Panel industrie France
Gianella et Lagarde (1999)	0,19 (0,08)	0,83 (0,10)	0,88* (1,82)		GMM Système	Panel industrie France
Blundell et Bond (2000)	0,23 (0,07)	0,77 (0,09)			GMM Système	Panel industrie Royaume-Uni

Note : écarts-types entre parenthèses

* Ne disposant pas d'une mesure de la durée d'utilisation des équipements, celle-ci est approchée par les taux d'utilisation des capacités de production.

** signifie que le coefficient n'est pas significatif à 10 %.

les facteurs de production (travail, capital, durée du travail et durée d'utilisation des équipements). Or, à notre connaissance, il n'existe pas d'étude sur données individuelles françaises estimant une fonction de production incorporant simultanément la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements.

Cette absence semble devoir s'expliquer par deux raisons. La principale réside dans l'inexistence de données sur la durée d'utilisation des équipements : seule la Banque de France dispose d'une enquête permettant d'obtenir des informations au niveau individuel sur la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements. La seconde est liée à la difficulté d'estimer une fonction de production sur données individuelles : la prise en compte des biais de simultanéité et de l'hétérogénéité non observée conduit généralement à des résultats particulièrement décevants. Ainsi, comme le soulignent Griliches et Mairesse (1997) : [Traduction] « En pratique, l'application des méthodes de panels aux données microéconomiques conduit à des résultats peu satisfaisants : des coefficients du capital peu élevés et souvent non significatifs et des estimations des rendements d'échelle faibles .»

Néanmoins, (1) Blundell et Bond (2000) ont défini un cadre formel permettant d'estimer une fonction de production de type Cobb-Douglas et d'obtenir des résultats particulièrement intéressants, et (2) nous pouvons rapprocher deux fichiers de la Banque de France nous permettant d'obtenir des volumes de facteurs et des durées d'utilisation au niveau individuel.

Ces deux limites étant dépassées, nous proposons dès lors d'estimer une fonction de production de type Cobb-Douglas à quatre facteurs sur données d'entreprises afin d'étudier simultanément l'influence des durées d'utilisation des facteurs dans la combinaison productive.

3. Les données

Pour disposer d'information sur les stocks et les durées d'utilisation au niveau individuel, nous avons utilisé pour les estimations l'échantillon provenant du rapprochement de deux fichiers de données de la Banque de France : la Centrale de Bilans et l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements dans l'industrie[1].

- La variable dépendante, Y, est la valeur ajoutée au coût des facteurs (en volume). Elle a été calculée à partir des données comptables de la Centrale de Bilans.

1. Voir Annexe 1.

- En raison de l'absence d'informations sur l'évolution de l'efficacité des équipements au fil du temps (O.C.D.E, 2001), le stock de capital considéré est un stock de capital brut. Il a été calculé à partir des données comptables de la Centrale de Bilans, en retenant un modèle de déclassement proportionnel.

- L'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements fournit au niveau individuel les effectifs totaux (L) ainsi que la structure du travail en équipes permettant de calculer un indicateur d'intensité du recours au travail posté (NOP) qui, couplée à la durée du travail, permet de calculer la durée d'utilisation des équipements (DUE) à partir de la relation suivante[2] :

$$DUE = NOP \times DHT$$

- Bien qu'elle repose sur des hypothèses fortes, une telle mesure de la durée d'utilisation des équipements est couramment utilisée dans les analyses empiriques (Cette et Bosworth, 1995). Dans notre cas, cette décomposition permettra en outre d'estimer l'élasticité de la durée du travail et du travail posté[3].

- La durée du travail au niveau individuel provient de l'enquête DUE. Concernant cette dernière variable, on ne peut exclure qu'elle soit très imparfaitement mesurée : les résultats agrégés obtenus à partir de cette variable sont proches de ceux de l'enquête Acemo-Dares, ce qui laisserait supposer qu'elle surestime également la diminution de la durée du travail (Dares, 2001). En effet, les entreprises sont interrogées sur une base hebdomadaire ne tenant pas compte d'éventuels accords de modulation du temps de travail; en outre, les heures supplémentaires ne semblent pas être comptabilisées.

Le rapprochement de ces deux sources conduit à un échantillon non cylindré de 386 entreprises industrielles présentes sur tout ou partie de la période 1989-2001, soit 2493 observations[4].

4. Relation estimée et méthode d'estimation

4.1 Estimation des paramètres de la fonction de production

Conformément à la littérature sur les degrés d'utilisation des facteurs, on suppose que la production dépend des services du travail (SL) et du capital (SK). Par souci de simplification, nous avons retenu une spécification de type Cobb-Douglas, parce qu'elle est couramment retenue dans la littérature et parce qu'elle semble une bonne approximation de la structure d'une fonction de production à deux facteurs (Hamermesh, 1993). En omettant le progrès technique et le terme d'échelle, nous cherchons donc à estimer la relation suivante :

2. Voir Annexe 1 pour une définition du travail posté.
3. Retenir une mesure synthétique de la DUE pose en effet le problème de la mesure de l'élasticité de la durée du travail puisque la DUE dépend directement de la durée du travail.
4. Les statistiques descriptives ne sont pas présentées mais sont disponibles auprès des auteurs.

$$Y_{i,t} = SL_{i,t}^{\beta_L} \times SK_{i,t}^{\beta_K}, \quad (1)$$

avec Y, valeur ajoutée au coût des facteurs en volume de l'entreprise i à la date t; SL, les services fournis par le travail; SK, les services fournis par le capital; $\beta_L \leq 1$; $\beta_K \leq 1$

Nous supposons en outre que les services rendus par un facteur dépendent de son stock et de sa durée d'utilisation et peuvent s'exprimer tels que :

$$SK = K \times DUE^{\alpha_{DUE}} \quad (2)$$

et

$$SL = L \times DHT^{\alpha_{DHT}} \quad (3)$$

avec L, les effectifs; K, le volume de capital; DHT, la durée du travail; DUE, la durée d'utilisation des équipements; α_{DUE} et $\alpha_{DHT} \leq 1$, ce qui permet de tenir compte de l'éventualité d'une décroissance de la productivité horaire du travail et du capital liée, dans le cas du travail, à un « effet fatigue » et, dans le cas du capital, à l'augmentation des défauts de fabrication à mesure qu'on utilise davantage les équipements.

L'incorporation des relations (2) et (3) dans (1) implique :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_L \times \alpha_{DHT}} \times DUE_{i,t}^{\beta_K \times \beta_{DUE}}. \quad (4)$$

Dans le cadre d'une fonction de production incorporant les degrés d'utilisation des facteurs (équation 4), la notion de rendements d'échelle constants ne concerne que les stocks (Nadiri et Rosen, 1969) : les rendements d'échelle seront unitaires si, à durées d'utilisation des facteurs inchangées, le doublement des stocks de capital et de travail s'accompagne d'un doublement de la production[5].

Si on suppose maintenant que la durée d'utilisation des équipements correspond au produit de la durée du travail par un indicateur d'intensité du recours au travail en équipes successives (NOP), on obtient :

$$Y_{i,t} = L_{i,t}^{\beta_L} \times K_{i,t}^{\beta_K} \times DHT_{i,t}^{\beta_{DHT}} \times NOP_{i,t}^{\beta_{NOP}}. \quad (5)$$

5. Cette hypothèse permet d'assurer une cohérence avec la situation où l'on ne considère que les volumes de facteurs, puisque cette situation suppose implicitement une stabilité des durées d'utilisation.

avec $\beta_{DHT} = \beta_L \times \alpha_{DHT} + \beta_K \times \beta_{DUE} \leq \beta_L + \beta_K$; $\beta_{NOP} = \beta_K \times \alpha_{DUE} \leq \beta_K$.

Après passage de la relation (5) en logarithmes (les variables en minuscules représentant des logarithmes), on obtient :

$$Y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t}. \quad (6)$$

En reprenant le cadre défini par Blundell et Bond (2000), la relation à estimer est de la forme suivante :

$$Y_{i,t} = \beta_L \times l_{i,t} + \beta_K \times k_{i,t} + \beta_{NOP} \times nop_{i,t} + \beta_{DHT} \times dht_{i,t} + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t}) \quad (7)$$

avec γ_t effet spécifique temporel; δ_s effet spécifique sectoriel.

Le terme d'erreur est composé de trois effets : η_i est un effet spécifique individuel; $v_{i,t}$ est un choc autorégressif d'ordre un ($|\rho|<1$) et $m_{i,t}$ est un terme d'erreurs de mesure :

$$\begin{aligned} v_{i,t} &= \rho \times v_{i,t-1} + e_{i,t} \\ e_{i,t}, m_{i,t} &\sim MA(0). \end{aligned} \quad (8)$$

L'incorporation d'un terme d'erreur autorégressif dans le terme d'erreur global permet ainsi d'obtenir une relation dynamique[6]. En effet, à partir des relations (7) et (8), on peut écrire :

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \rho y_{i,t-1} + \beta_L (l_{i,t} - \rho l_{i,t-1}) + \beta_K (k_{i,t} - \rho k_{i,t-1}) + \beta_{NOP} (nop_{i,t} - \rho nop_{i,t-1}) \\ &+ \beta_{DHT} (dht_{i,t} - \rho dht_{i,t-1}) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1-\rho) + (\eta_i (1-\rho) + e_{i,t} + m_{i,t} - \rho m_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (9)$$

soit encore,

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \pi_1 y_{i,t-1} + \pi_2 l_{i,t} - \pi_3 l_{i,t-1} + \pi_4 k_{i,t} + \pi_5 k_{i,t-1} + \pi_6 nop_{i,t} + \pi_7 nop_{i,t-1} \\ &+ \pi_8 dht_{i,t} + \pi_9 dht_{i,t-1} + \gamma_t^* + \delta_s^* + \eta_i^* + w_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

avec les contraintes :

$$\pi_3 = -\pi_2 \pi_1, \pi_5 = -\pi_4 \pi_1, \pi_7 = -\pi_6 \pi_1 \text{ et } \pi_9 = -\pi_8 \pi_1 \quad (11)$$

Il est important de noter que le terme d'erreur w_{it} suit un processus $MA(0)$ s'il n'y a pas d'erreurs de mesure et un processus $MA(1)$ si la variance de l'erreur de mesure est non nulle.

6. Une formalisation identique est obtenue en supposant que la productivité globale des facteurs suit un processus stationnaire (Dupaigne, 2002).

L'estimation des élasticités des facteurs par rapport à la production est réalisée en plusieurs étapes :

- Estimation de la relation (10)
- Test de validité des contraintes (11)
- Si les contraintes sont validées, estimation de la relation (9) qui permet d'obtenir les élasticités des facteurs.

4.2 Les estimateurs

L'estimation d'une fonction de production sur données d'entreprises pose plusieurs problèmes dès lors que l'on relâche les hypothèses d'hétérogénéité et que l'on s'intéresse aux propriétés à distance finie des estimateurs standard. Comme le soulignent Griliches et Mairesse (1997), l'estimateur des moindres carrés ordinaires fournit des estimations de paramètres plausibles en ce qui concerne la part des facteurs dans l'économie et généralement cohérentes avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Cependant, en cas d'hétérogénéité non observée et de simultanéité, cet estimateur devient moins performant[7]. Dans la même perspective, l'estimateur *Within* conduit à des estimations peu satisfaisantes et biaisées vers le bas, et cela d'autant que la dimension temporelle est faible relativement à la dimension individuelle, ce qui est souvent le cas dans les panels microéconomiques (Anderson et Hsiao, 1981; Nickell, 1981).

Dans ce contexte, l'estimateur de la méthode des moments généralisés en différence première (MMGD), qui élimine les effets spécifiques individuels non observés par différentiation à l'ordre un, devrait conduire à des résultats plus satisfaisants. Cet estimateur peut être décrit comme suit.

Supposons que l'équation (3) vérifie les conditions suivantes :

(i) $E[z_{i,t}\chi] \neq 0$;

où $z_{i,t} = l_{i,t}, k_{i,t}, nop_{i,t}, dht_{i,t}$ et $\chi = \eta_i, e_{i,t}, m_{i,t}$ respectivement.

(ii) $E[\eta_i] = 0, E[v_{i,t}] = E[m_{i,t}] = 0, E[v_{i,t}\eta_i] = E[m_{i,t}\eta_i] = 0$

$\forall i = 1, \ldots, N$ et $\forall t = 2, \ldots, T$;

7. Marschak et Andrews (1944) montrent que les variables exogènes ne peuvent être considérées comme indépendantes et que l'hypothèse d'exogénéité n'est plus vérifiée si l'on admet que le choix des facteurs de production résulte d'un programme de maximisation du profit de l'entreprise.

(iii) $E[m_{i,t}m_{i,s}] = 0$

$\forall i = 1, \ldots, N$ et $s \neq t$;

(iv) $E[v_{i,t}m_{i,s}] = 0$

$\forall i = 1, \ldots, N$ et $\forall t, s = 1, \ldots, T$;

(v) $E[v_{i,t}v_{j,t}] = 0, E[m_{i,t}m_{j,t}] = 0$

$\forall i = 1, \ldots, N$ et $j \neq 1$;

(vi) $E[y_{i1}v_{i,t}] = E[y_{i1}m_{i,t}] = E[x_{i1}v_{i,t}] = E[x_{i1}m_{i,t}] = 0$

$\forall i = 1, \ldots, N$ et $\forall t = 2, \ldots, T$.

La condition (i) exprime la possible corrélation des variables explicatives avec l'effet individuel, le terme d'erreur autorégressif et l'erreur de mesure. La condition (ii) établit que l'effet individuel, l'erreur autorégressive et l'erreur de mesure sont de moyenne nulle et que les termes d'erreurs sont non corrélés avec l'effet individuel. La condition (iii) implique que l'erreur de mesure n'est pas autocorrélée. La condition (iv) suppose que l'erreur autorégressive et l'erreur de mesure ne sont pas corrélées. La condition (v) signifie que les deux erreurs ne sont pas corrélées entre les individus du panel. Enfin, la condition (vi) impose que les conditions initiales pour la variable dépendante et les variables explicatives sont prédéterminées.

Prises ensemble, ces conditions impliquent les $m = 5(T-s)(T-s-1)/2 + (T-s)$ conditions de moments suivantes ($s = 2$ ou 3) :

$$E[\tilde{x}_i^{t-s}\Delta w_{i,t}] = 0$$

où

$$\tilde{x}_i^{t-s} = (1, x_i^{t-3})$$

$$x_i^{t-3} = (x_{i,1}, \ldots, x_{i,t-s})$$

$$x_{i,s} = (y_{i,s}, k_{i,s}, l_{i,s}, nop_{i,s}, dht_{i,s})$$

avec $s \geq 2$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(0)$ et $s \leq 3$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(1)$.

En d'autres termes, les variables en niveau correctement retardées servent d'instruments dans les équations en différence première. Ces conditions peuvent être écrites de manière plus compacte :

$$E[Z_i' \Delta w_i] = 0 \qquad \text{(M1)}$$

où $\Delta w_{i,t} = (\Delta w_{i,3}, \ldots, \Delta w_{i,T})'$

et $Z_i \in M_{(T-s)xm}$ est définie ci-dessous :

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \ldots & 0 & \ldots & 0 & X_{i,1} \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \ldots & 0 & \ldots & 0 & X_{i,2} \\ . & . & . & \ldots & . & \ldots & 0 & . \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & y_{i,1} & \ldots & y_{i,t-s} & X_{i,t-s} \end{pmatrix}$$

où $X_{i,t-k} = (k_{i,1}, \ldots, k_{i,t-k}, l_{i1}, \ldots, l_{i:t-k}, nop_{i,1}, \ldots, nop_{i,t-k}, dht_{i,1}, \ldots, dht_{i,t-k}, 1)$.

L'estimateur MMGD est convergent lorsque $N \to \infty$ et T est fixé. Cependant, cet estimateur a des propriétés faibles en échantillon fini. En particulier, Arellano et Bond (1991), Kiviet (1995), Ziliak (1997) et Blundell et Bond (1998) montrent que l'estimateur MMGD peut être sévèrement biaisé, sur la base de simulations de Monte-Carlo, lorsque (*a*) N est fini, T est faible, (*b*) le nombre de moments est relativement grand par rapport à la dimension individuelle et (*c*) les instruments sont faibles au sens de Staiger et Stock (1997). Leurs résultats concernent un modèle autorégressif simple sans variable explicative. L'inclusion de variables explicatives peut réduire ce biais. Dans le même temps, lorsque les variables explicatives (et la variable dépendante) sont fortement persistantes (éventuellement suivent une marche aléatoire), Blundell et Bond (2000) mettent en évidence le biais et l'imprécision de l'estimateur MMGD[8].

L'existence potentielle d'un biais non négligeable dans les estimations MMGD de notre étude nous a ainsi amenés à privilégier l'estimateur MMGS, et cela, d'autant que Mairesse et Hall

8. La difficulté est de mettre en évidence l'importance de ce biais à distance finie. Une méthode simple consiste à comparer l'estimateur MMGD avec l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) et l'estimateur *Within*. Dans le cadre d'un modèle autorégressif d'ordre un (sans variable explicative), Hsiao (1986) montre que l'estimateur MCO est biaisé vers le haut, tandis qu'Anderson et Hsiao (1981) et Nickell (1981) soulignent le fait que l'estimateur *Within* est biaisé vers le bas (lorsque la dimension temporelle est petite). Aussi, un estimateur convergent du terme autorégressif (ρ) devrait se situer entre ces deux cas limites. Dès lors, si les estimations MMGD sont proches ou inférieures aux résultats de l'estimateur *Within*, on peut en conclure que les estimations sont biaisées en raison par exemple d'instruments faibles. Sevestre et Trognon (1996) montrent que ces résultats sont également valides en présence de régresseurs (à l'exception de la variable dépendante retardée) non corrélés avec l'effet individuel et strictement exogènes par rapport à $w_{i,t}$.

(1996) montrent que l'estimateur MMGD n'améliore pas de manière significative les résultats dans le cas d'une fonction de production. Par ailleurs, Blundell, Bond, et Windmeijer (2000) montrent également que l'estimateur MMGS améliore très significativement les gains de précision, mais aussi réduit de manière importante le bais d'échantillonnage par rapport à l'estimateur MMGD lorsque les régresseurs sont faiblement exogènes et corrélés avec l'effet individuel.[9]

En effet, dans le cas de séries fortement persistantes, Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998, 2000) montrent qu'il est préférable d'utiliser un estimateur de la méthode des moments généralisés en système (MMGS). Il s'agit de combiner l'estimateur MMGD avec des conditions supplémentaires portant sur les équations en niveau. En effet, Supposons que les conditions suivantes soient vérifiées :

(i) $E[\Delta k_{i,t}\eta_i^*] = E[\Delta l_{i,t}\eta_i^*] = E[\Delta nop_{i,t}\eta_i^*] = E[\Delta dht_{i,t}\eta_i^*] = 0$;

(ii) $E[\Delta y_{i,2}\eta_i^*] = 0$.

La première condition établit que les variables explicatives (à l'exception de la variable dépendante en différence première retardée) en différence première sont non corrélées avec l'effet individuel. La deuxième condition indique que la variable dépendante en différence première en $t = 2$ est non corrélée avec l'effet individuel. Ces hypothèses impliquent les $m = 6(T-s)$ conditions de moments suivantes :

$$E[(\eta_i^* + w_{i,t})(1, \Delta x_{i,t-s})] = 0 \qquad \text{(M2)}$$

avec $s = 1$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(0)$ et $s = 2$ lorsque $w_{i,t} \sim MA(1)$.

Les $5(T-s)$ conditions de moments $E[(\eta_i^* + w_{i,t})\Delta x_{i,t-s}] = 0$ sont applicables sous certaines conditions sur les observations initiales (Arellano et Bover, 1995)[10]. Les conditions de moments (M2) signifient alors que les variables retardées en premières différences peuvent être utilisées comme instruments pour les équations en niveau.

La matrice d'instruments pour les équations en niveau est alors définie par :

---

9. Pour les propriétés à distance finie, voir plus loin — section 4.3.
10. En particulier, si les processus $(x_{i,t})$ et $y_{i,t}$ sont conjointement stationnaires, alors les conditions de moments pour les équations en niveau sont valides. Il s'agit d'une condition suffisante mais non nécessaire. Dans notre étude, ces conditions sont valides si les premiers moments des variables explicatives (à l'exception de la variable dépendante retardée) sont invariants par rapport au temps (conditionnellement aux variables indicatrices temporelles).

$$Z_i^+ = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 & \Delta W_{i,2} \\ 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 & \Delta W_{i,3} \\ 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ & & \dots & \Delta y_{i,T-s} & \Delta W_{i,T-s} \end{pmatrix}$$

où

$$\Delta W_{i,T-k} = (\Delta k_{i,T-k}, \Delta I_{i,T-k}, \Delta nop_{i,T-k}, \Delta dht_{i,T-k}, 1)$$

Il est alors possible de construire, en prenant en compte les conditions de moments (M1) et (M2), l'estimateur MMGD (linéaire) qui utilise simultanément les équations en niveau et les équations en différence première. Il est à noter que seules les variables retardées en différence première en $t-s$ sont utilisées dans les équations en niveau, puisque les autres conditions sont redondantes avec les conditions de moments (A2.1). La matrice des instruments de l'estimateur MMGS est alors définie par :

$$Z_i^s = \begin{pmatrix} Z_i & 0 \\ 0 & Z_i^+ \end{pmatrix}.$$

Les conditions de moments s'écrivent alors :

$$E[Z_i^{s\prime} w_i^+] = 0 \quad \text{avec} \quad w_i^+ = (\Delta w_{i,3}, \dots, \Delta w_{i,T}, \Delta w_{i,3}, \dots, w_{i,T})'.$$

À partir d'un tel estimateur, Blundell et Bond (2000) obtiennent ainsi des estimations particulièrement satisfaisantes des élasticités du travail et du capital dans le cadre d'une fonction de production Cobb-Douglas.

Compte tenu des résultats obtenus par ces auteurs, nous utilisons l'estimateur MMGS comme référence. Afin d'apprécier les résultats de cet estimateur et de pouvoir comparer nos résultats à ceux d'autres études, nous indiquons également les résultats des estimateurs MCO, *Within*, et MMGD.

Deux tests de Wald sont réalisés pour chaque estimation : un test de représentation dynamique et un test de rendements d'échelle constants[11]. De plus, contrairement à Blundell et Bond (2000), qui utilisent les variances robustes issues de la première étape comme des variances robustes de l'estimateur de la deuxième étape pour les estimateurs MMGD et MMGS, nous utilisons une formule de correction de la variance de la deuxième étape proposée par Windmeijer (2000)[12].

4.3 Les propriétés à distance finie des différents estimateurs

Cette section présente les performances des différents estimateurs présentés précédemment pour des dimensions temporelle et individuelle proches de celles de l'échantillon considéré dans notre étude. En effet, les résultats dans la litérature ne sont valides qu'asymptotiquement (lorsque T, N tendent vers l'infini, lorsque N ou T est fixé et que l'autre dimension tend vers l'infini). Dans cette perspective, il peut être utile de comparer les différents estimateurs lorsque les dimensions temporelle et individuelle sont relativement faibles. Pour ce faire, nous suivons la démarche de Blundell, Bond et Windmeijer (2000).

Nous considérons le processus suivant avec une seule variable explicative :

$$y_{it} = \alpha y_{it} + \beta x_{it} + \eta_i + v_{it}$$
$$x_{it} = \rho x_{it-1} + \tau \eta_i + \theta v_{it} + e_{it}$$

11. La validité des conditions de moments sur les équations en niveau peut être évaluée à l'aide du test de suridentification standard de Sargan (1958), le test en différence de Sargan ou un test d'Hausman comparant les résultats des estimations MMGD et MMGS (Arellano et Bond, 1991). Nous utilisons dans notre étude les deux premiers types de test. Préalablement, Arellano et Bond (1991) proposent d'utiliser les statistiques m_1 et m_2 pour tester l'hypothèse nulle de non-corrélation des résidus à l'ordre un (respectivement, ordre deux) pour l'estimateur MMGD (et l'estimateur MMGS). La statistique de Sargan (noté s_{diff} et s_{sys} respectivement pour les estimateurs MMGD et MMGS) est, sous l'hypothèse nulle de validité des conditions de moments, donnée par :

$$s = \frac{1}{N}\hat{\Delta}w' Z W_N Z' \hat{\Delta}w \sim \underset{a}{\chi^2}(m-k) \quad \text{sous } H_0$$

où

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} Z_i' \hat{\Delta}w_i \hat{\Delta}w_i' Z_i \right)^{-1}$$

est la matrice de pondération optimale, $\hat{\Delta}w' = (\hat{\Delta}w_1', \hat{\Delta}w_2', \ldots, \hat{\Delta}w_N')$ sont les résidus de l'estimation de deuxième étape, $Z' = (Z_1', Z_2', \ldots, Z_N')$, m, est le nombre de conditions de moments et k est le nombre de paramètres estimés.

La validité des conditions de moments dans les équations en niveaux est obtenue par le test en différence de Sargan, défini comme suit :

$$s_{sys} - s_{diff} \sim \underset{a}{\chi^2}(m_{sys} - m_{diff}) \quad .$$

12. Windmeijer (2000) a montré par des simulations de Monte-Carlo que les écart-types asymptotiques estimés de l'estimateur MMG en deux étapes peuvent être biaisés vers le bas de façon significative à distance finie.

où

$$v_{it} \rightarrow N(0, \sigma_v^2), e_{it} \rightarrow N(0, \sigma_e^2) \text{ et } \eta_i \rightarrow N(0, \sigma_\eta^2).$$

Les observations initiales sont obtenues à partir des conditions de stationnarité d'ordre deux des processus. Le processus (x_{it}) dépend du degré de persistence (ρ), de la corrélation avec l'effet individuel et l'effet des erreurs de mesure $(\theta\langle 0)$. Ainsi, par exemple, si $\rho \rightarrow 1$, le processus (x_{it}) est très persistant et les instruments sont faibles.

Nous supposons que les paramètres suivants sont fixes dans les simulations de Monte-Carlo :

$$\tau = 0.25, \theta = -0.1, \sigma_\eta^2 = \sigma_v^2 = 1 \text{ et } \sigma_e^2 = 0.16.$$

Ainsi, contrairement à Blundell, Bond et Windmeijer, nous estimons le paramètre β ainsi que les deux coefficients autorégressifs, α et ρ. Sept cas sont considérés pour le triplet (α, ρ, β) : (0.5, 0.5,1), (0.95, 0.5, 1), (0.5, 0.95, 1), (0.95, 0.95, 1), (0.99, 0.99, 1), (0.5, 0.99, 1) et (0.99, 0.5, 1). La dimension individuelle est $N = 200$ et les résultats des estimations sont présentés pou $T = 4, 8$ et 12. Pour chaque cas, le nombre de réplications est égal à 10 000, et l'écart-type et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne sont calculés pour les estimateurs MCO, *Within*, de la méthode des moments généralisés en différence première (MMGD) et l'estimateur des moments généralisés en système (MMGS).[13]

Le Tableau 2 montre les résultats suivants. Lorsque les processus (x_{it}) et (y_{it}) ne sont pas trop persistants (c.-à-d. ρ et/ou $a = 0.50$, cas 1, 2, 3, 6 et 7), les estimateurs MCO et MMGS se comportent mieux que les estimateurs Within et MMGD. En particulier, l'estimateur MMGS permet de mieux estimer les trois paramètres, alors que l'estimateur MCO est généralement biaisé vers le haut pour le paramètre ρ et est biaisé vers le bas pour le paramètre β. Ce meilleur comportement des estimateurs MCO et MMGD est d'autant plus marqué que T est faible. Il est à noter que l'estimateur MMGD est le plus sensible au biais lié aux instruments faibles (lorsque ρ est proche de 1) et possède les écart-types et les erreurs quadratiques moyennes les plus élevés parmi les quatre estimateurs considérés dans ces simulations de Monte Carlo. On trouve également ce résultat dans l'étude de Blundell, Bond et Windmeijer (2000).

Lorsque les deux processus sont fortement persistants (c.-à-d. ρ et $a = 0.95, 0.99$, cas 4 et 5), l'estimateur MMGS est toujours plus performant en termes d'inférence ponctuelle, d'écart-type et d'erreur quadratique moyenne. Ces résultats restent valables lorsque T décroît ($T = 4$ ou 8).

13. Les résultats pour l'estimateur des moments généralisés en niveau ne sont pas publiés mais sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 2 : Résultats des simulations de Monte-Carlo

Coefficients	MCO	Within	MMGD	MMGS	MCO	Within	MMGD	MMGS	MCO	Within	MMGD	MMGS
			T = 12				T = 8				T = 4	
Cas 1 : (α, ρ, β) = (0,5 ; 0,5 ;1)												
β	0,778	0,549	0,878	1,014	0,780	0,545	0,857	1,022	0,780	0,576	0,914	1,085
Écart-type	0,045	0,054	0,163	0,151	0,059	0,073	0,228	0,205	0,106	0,129	0,556	0,404
RMSE	0,226	0,454	0,204	0,152	0,228	0,460	0,269	0,206	0,237	0,443	0,562	0,413
α	0,818	0,392	0,471	0,527	0,817	0,302	0,457	0,529	0,812	-0,092	0,449	0,541
Écart-type	0,010	0,020	0,049	0,034	0,013	0,027	0,070	0,045	0,022	0,040	0,181	0,101
RMSE	0,318	0,109	0,056	0,044	0,317	0,200	0,083	0,054	0,313	0,594	0,188	0,108
ρ	0,761	0,343	0,491	0,500	0,761	0,240	0,485	0,500	0,762	-0,161	0,488	0,500
Écart-type	0,017	0,022	0,037	0,031	0,020	0,028	0,056	0,041	0,032	0,036	0,143	0,085
RMSE	0,262	0,158	0,038	0,031	0,262	0,262	0,058	0,041	0,264	0,662	0,143	0,085
Cas 2 : (α, ρ, β) = (0,95 ; 0,5 ;1)												
β	0,685	0,617	0,833	1,067	0,689	0,658	0,877	1,087	0,644	0,717	1,016	1,134
Écart-type	0,050	0,056	0,174	0,153	0,064	0,080	0,219	0,206	0,112	0,142	0,578	0,420
RMSE	0,318	0,386	0,242	0,167	0,317	0,351	0,251	0,224	0,373	0,317	0,579	0,441
α	0,986	0,830	0,899	0,966	0,985	0,709	0,903	0,963	0,986	0,100	0,904	0,957
Écart-type	0,001	0,014	0,050	0,007	0,001	0,023	0,064	0,008	0,002	0,045	0,211	0,018
RMSE	0,036	0,121	0,072	0,017	0,036	0,242	0,079	0,015	0,036	0,851	0,216	0,019
ρ	0,761	0,343	0,491	0,500	0,761	0,240	0,486	0,500	0,762	-0,160	0,488	0,499
Écart-type	0,017	0,022	0,038	0,032	0,021	0,028	0,056	0,041	0,032	0,037	0,146	0,087
RMSE	0,262	0,159	0,039	0,032	0,262	0,261	0,058	0,041	0,264	0,661	0,146	0,087
Cas 3 : (α, ρ, β) = (0,5 ; 0,95 ;1)												
β	0,831	0,877	0,681	1,095	0,832	0,878	0,596	1,093	0,833	0,730	0,365	1,097
Écart-type	0,029	0,044	0,347	0,065	0,037	0,069	0,508	0,086	0,067	0,135	1,690	0,204
RMSE	0,171	0,131	0,471	0,115	0,172	0,140	0,649	0,126	0,180	0,301	1,805	0,225
α	0,649	0,458	0,473	0,524	0,649	0,360	0,463	0,526	0,648	-0,090	0,447	0,525
Écart-type	0,012	0,018	0,041	0,025	0,016	0,025	0,056	0,033	0,028	0,040	0,150	0,070
RMSE	0,150	0,046	0,049	0,035	0,150	0,142	0,068	0,042	0,151	0,592	0,159	0,074
ρ	0,997	0,692	0,597	0,971	0,997	0,539	0,459	0,970	0,997	-0,017	0,251	0,965
Écart-type	0,002	0,019	0,267	0,029	0,002	0,026	0,354	0,043	0,004	0,041	0,900	0,125
RMSE	0,047	0,258	0,442	0,036	0,047	0,412	0,606	0,047	0,047	0,968	1,139	0,126
Cas 4 : (α, ρ, β) = (0,95 ; 0,95 ;1)												
β	0,871	1,105	0,719	1,061	0,832	1,159	0,711	1,061	0,721	0,903	0,785	1,053
Écart-type	0,030	0,054	0,317	0,052	0,040	0,084	0,407	0,076	0,079	0,150	0,987	0,217
RMSE	0,132	0,118	0,424	0,081	0,173	0,179	0,499	0,098	0,290	0,178	1,010	0,223
α	0,963	0,884	0,930	0,955	0,965	0,765	0,918	0,955	0,970	0,093	0,853	0,955
Écart-type	0,001	0,010	0,026	0,002	0,002	0,020	0,047	0,004	0,003	0,045	0,243	0,012
RMSE	0,013	0,066	0,032	0,006	0,015	0,186	0,057	0,006	0,020	0,858	0,262	0,013
ρ	0,997	0,692	0,599	0,971	0,997	0,540	0,456	0,970	0,997	-0,017	0,260	0,966
Écart-type	0,002	0,018	0,268	0,029	0,002	0,026	0,356	0,042	0,004	0,040	0,893	0,127
RMSE	0,047	0,258	0,441	0,036	0,047	0,411	0,609	0,047	0,047	0,967	1,129	0,128

(suite)

Tableau 2 : Résultats des simulations de Monte-Carlo (suite)

Coefficients	MCO	Within	MMGD	MMGS	MCO	Within	MMGD	MMGS	MCO	Within	MMGD	MMGS
			T = 12				T = 8				T = 4	
Cas 5 : $(\alpha, \rho, \beta) = (0{,}99 ; 0{,}99 ; 1)$												
β	0,905	1,224	0,647	1,013	0,863	1,267	0,607	1,010	0,752	0,938	0,604	0,999
Écart-type	0,024	0,060	0,402	0,036	0,035	0,089	0,545	0,056	0,077	0,149	1,579	0,187
RMSE	0,098	0,232	0,535	0,038	0,142	0,281	0,672	0,057	0,260	0,161	1,629	0,187
α	0,991	0,922	0,983	0,990	0,992	0,803	0,974	0,990	0,993	0,110	0,897	0,990
Écart-type	0,000	0,009	0,016	0,000	0,000	0,018	0,037	0,000	0,000	0,045	0,247	0,002
RMSE	0,001	0,069	0,017	0,000	0,002	0,188	0,040	0,000	0,003	0,881	0,263	0,002
ρ	1,000	0,720	0,338	1,000	1,000	0,564	0,248	1,000	1,000	-0,003	0,088	0,998
Écart-type	0,000	0,018	0,303	0,008	0,000	0,026	0,368	0,011	0,001	0,041	0,917	0,063
RMSE	0,010	0,271	0,719	0,012	0,010	0,426	0,828	0,015	0,010	0,994	1,287	0,063
Cas 6 : $(\alpha, \rho, \beta) = (0{,}5 ; 0{,}99 ; 1)$												
β	0,837	0,914	0,631	1,024	0,837	0,917	0,579	1,024	0,837	0,746	0,378	1,029
Écart-type	0,026	0,043	0,412	0,051	0,034	0,069	0,590	0,067	0,062	0,134	1,889	0,138
RMSE	0,164	0,096	0,411	0,051	0,166	0,108	0,724	0,071	0,175	0,288	1,989	0,141
α	0,597	0,460	0,489	0,507	0,597	0,364	0,483	0,507	0,597	-0,090	0,475	0,504
Écart-type	0,013	0,017	0,031	0,024	0,016	0,025	0,045	0,032	0,030	0,040	0,122	0,064
RMSE	0,098	0,043	0,033	0,025	0,098	0,138	0,047	0,033	0,102	0,591	0,125	0,065
ρ	1,000	0,720	0,345	1,000	1,000	0,564	0,247	1,000	1,000	-0,004	0,074	1,000
Écart-type	0,000	0,018	0,306	0,008	0,000	0,026	0,372	0,011	0,000	0,041	0,939	0,060
RMSE	0,010	0,270	0,713	0,012	0,010	0,426	0,830	0,015	0,010	0,994	1,311	0,061
Cas 7 : $(\alpha, \rho, \beta) = (0{,}99 ; 0{,}5 ; 1)$												
β	0,731	0,638	0,841	1,048	0,715	0,680	0,880	1,070	0,644	0,734	1,016	1,127
Écart-type	0,052	0,056	0,167	0,154	0,066	0,082	0,217	0,209	0,113	0,143	0,599	0,429
RMSE	0,274	0,366	0,231	0,161	0,293	0,330	0,248	0,221	0,374	0,302	0,599	0,448
α	0,997	0,876	0,950	0,992	0,997	0,751	0,950	0,992	0,997	0,118	0,949	0,991
Écart-type	0,000	0,013	0,041	0,001	0,000	0,022	0,056	0,002	0,000	0,046	0,204	0,003
RMSE	0,007	0,115	0,057	0,003	0,007	0,240	0,069	0,003	0,007	0,874	0,208	0,004
ρ	0,761	0,342	0,491	0,5000	0,762	0,240	0,486	0,5000	0,762	-0,160	0,490	0,499
Écart-type	0,017	0,022	0,037	0,031	0,020	0,027	0,056	0,041	0,032	0,037	0,143	0,086
RMSE	0,262	0,159	0,038	0,031	0,262	0,262	0,058	0,041	0,264	0,661	0,144	0,086

Nota : RMSE signifie racine carrée de l'erreur quadratique moyenne.

Les résultats montrent ainsi que l'inférence sur le paramètre β est généralement très sensible aux propriétés de persistance du processus (x_{it}). En particulier, l'écart-type et l'erreur quadratique moyenne sont plus élevés que pour les autres paramètres. Pour les deux autres paramètres, il existe un biais non négligeable suivant le cas considéré et l'estimateur utilisé. Dans le même temps, la précision (écart-type) s'accroît lorsque la dimension temporelle augmente.

Ces résultats des simulations de Monte-Carlo conduisent à préférer l'estimateur MMGS. Dans ce dernier cas, on ne peut cependant exclure l'existence d'un biais vers le haut pour le paramètre β.

5. Les résultats

5.1 Rendements d'échelle constants et élasticité du capital proche de 0,3 lorsque la fonction de production est à deux facteurs

Nous estimons tout d'abord une fonction de production comprenant les seuls stocks de facteurs. Pour les estimateurs MMGD et MMGS, les niveaux des variables y, k et l de $t - 3$ à $t - 5$ et les taux de croissance en $t - 2$ ont été utilisés comme instruments[14], ce qui réduit l'échantillon à 949 observations[15]. Le test de représentation dynamique est statistiquement accepté pour l'ensemble des estimateurs (Tableau 3).

Ces premiers résultats indiquent un coefficient autorégressif biaisé vers le haut pour l'estimateur des MCO et vers le bas pour l'estimateur *Within* (voir Annexe 2), soit des résultats standard de la littérature. Concernant l'estimateur MMGD, on obtient un coefficient autorégressif très faible et non significatif.

Conformément aux résultats usuels obtenus avec les estimateurs MCO et *Within*, on obtient des élasticités du travail et du capital plausibles (en ce qui concerne la part des facteurs dans l'économie) et conformes avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants (Tableau 3). Pour l'estimateur MMGD, les résultats révèlent une élasticité du capital proche de zéro et non significative. Ils sont comparables à ceux de Mairesse et Hall (1996).

Les résultats de l'estimateur MMGD conduisent à s'interroger sur la nature des instruments. En particulier, pour que les paramètres soient correctement identifiés, une condition est que les instruments soient corrélés avec la variable endogène dans les équations en différence première.

14. Les résultats lorsque les instruments sont les niveaux retardés de $t - 2$ à $t - 4$ et les taux de croissance en $t - 1$ pour y, k et l sont présentés en annexe.
15. Il convient donc d'être prudent avec les résultats de nos estimations dans la mesure où la dimension individuelle est relativement faible, alors que la dimension temporelle atteint pour certaines entreprises l'intégralité de la période d'estimation.

Tableau 3 : Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*
β_L	0,650	0,658	0,436	0,466
	(0,057)	(0,071)	(0,221)	(0,152)
β_K	0,307	0,203	-0,111	0,422
	(0,048)	(0,065)	(0,196)	(0,163)
Rendements d'échelle constants				
β_L	0,679	0,726	**	0,720
	(0,046)	(0,056)		(0,126)
β_K	0,321	0,274		0,280

Nota : écarts-types entre parenthèses
* Résultats de la deuxième étape; écarts-types corrigés d'après Windmeijer (2000);
** hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée

Dans le cas contraire, les instruments sont faibles au sens de Staiger et Watson (1997), et l'estimateur MMGD est alors peu performant[16]. Or, Blundell et Bond (2000) ont montré qu'au cas où les séries sont fortement persistantes, les instruments utilisés pour l'estimateur MMGD sont faibles et que cet estimateur n'est pas pertinent.

Afin d'approfondir l'analyse des résultats, nous avons étudié les propriétés de persistance des différentes séries et testé l'hypothèse de racine unitaire à partir de régressions par les MCO. Ce choix est motivé par les travaux de Bond, Nauges, et Windmeijer (2002) sur la robustesse des tests de racine unitaire sur données de panel, lesquels ont conclu à la robustesse du test t (unilatéral) basé sur une régression par les MCO. Nos résultats indiquent que les séries sont fortement persistantes sans toutefois présenter de racine unitaire[17] (Tableau 4).

Compte tenu de ces résultats[18], il semble donc plus pertinent d'utiliser l'estimateur MMGS. D'une part, l'estimation du paramètre autorégressif est plus satisfaisante. D'autre part, les résultats conduisent à des élasticités du travail et du capital statistiquement significatives, de l'ordre de 0,47 et 0,42 (Tableau 4). Ces élasticités sont comparables à celles obtenues par Blundell et Bond (2000) sur données d'entreprises américaines. Les écarts-types plus importants reportés ci-après proviennent de la correction de la variance à partir des travaux de Windmeijer (2000).

16. L'intuition est la suivante. Si l'on considère le cas extrême d'une marche aléatoire, il n'existe pas de corrélation entre la variable en différence première et les niveaux retardés. Il s'ensuit que le paramètre autorégressif n'est pas identifié, que la condition de rang n'est pas satisfaite et que les instruments n'apportent aucune information.
17. Bond, Nauges et Windmeijer (2002) notent cependant que la puissance de ce test diminue à mesure que la variance de l'effet individuel augmente : il devient plus difficile de rejeter H0.
18. La forte persistance de la variable expliquée peut être atténuée en remplaçant la valeur ajoutée par la valeur ajoutée par tête (le coefficient d'autocorrélation ressort à 0,93). Les résultats obtenus sont cependant équivalents et ne seront pas présentés. Ils sont néanmoins disponibles sur simple demande aux auteurs.

Tableau 4 : Persistance et tests de racine unitaire

	Y_t	L_t	K_t	NOP_t	Dh_t
Variable retardée *	0,99	0,99	0,99	0,90	0,54
	(0,003)	(0,002)	(0,02)	(0,01)	(0,03)
t-test **	0,04	0,05	0,00	0,00	0,00

* régression OLS : $Z_{it} = \alpha Z_{i,t-1} + \mu_s + \eta_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t}$, avec $Z = Y, K, L, Nop, Dht$ et μ_s, indicatrices sectorielles (niveau naf 16) et η_t, indicatrices temporelles;

** test t (p-value) : $H_0 : \alpha = 1$ et $H_1 : \alpha < 1$. cf. Bond et coll. (2002) pour une présentation du test.

Comme l'hypothèse de rendements d'échelle constants est acceptée, une estimation sous contrainte a été réalisée : elle aboutit à des élasticités du travail et du capital légèrement différentes, puisque l'élasticité du travail est alors proche de 0,7 et celle du capital de 0,3, soit des résultats équivalents à ceux obtenus pour les estimateurs MCO et *Within*.

5.2 Travail posté et capital : des élasticités identiques au sein de la combinaison productive?

Nous estimons ensuite une fonction de production intégrant le travail posté et la durée du travail. Pour les estimateurs MMGD et MMGS, les niveaux des variables y, k, l et nop de $t - 3$ à $t - 5$ et les taux de croissance en $t - 2$ ont été utilisés comme instruments[19]. Compte tenu des incertitudes concernant la mesure de la durée du travail, il a été décidé de ne pas la retenir comme instrument. Comme précédemment, le test de représentation dynamique est statistiquement accepté pour l'ensemble des estimateurs (Annexe 2). Le Tableau 4 présente les résultats pour les différents estimateurs.

L'incorporation de la durée du travail et du travail posté dans la fonction de production ne modifie pas les élasticités du travail et du capital pour les estimateurs MCO, *Within* et MMGD. En revanche, pour l'estimateur MMGS, l'élasticité du travail atteint 0,69 et celle du capital 0,34 (Tableau 5).

La prise en compte de la durée du travail se révèle décevante puisque, quel que soit l'estimateur, l'élasticité du travail est particulièrement faible et n'est significative que pour l'estimateur *Within*. Un tel résultat semble pouvoir s'expliquer par les incertitudes entourant sa mesure : il semble que cette variable ne tient pas compte des redéfinitions du temps de travail qui ont pu accompagner la réduction sensible du temps de travail à partir de 1997 et qu'elle ne tient compte ni des accords d'annualisation de la durée du travail ni des heures supplémentaires. Le profil particulier de cette

19. Les résultats lorsque les instruments sont les niveaux retardés de $t-2$ à $t-4$ et les taux de croissance en $t-1$ pour y, k, l, et Nop, sont présentés en annexe.

variable et notamment sa faible variance et l'existence de points d'accumulation semblent également de nature à justifier nos résultats (Graphique 1).

L'incorporation du travail posté semble plus intéressante : l'élasticité du travail posté est significative pour l'ensemble des estimateurs excepté l'estimateur MMGD; dans le cas de l'estimateur MMGS, cette élasticité est d'un niveau proche de celle du capital et on ne peut exclure statistiquement la possibilité que ces deux élasticités soient identiques. Cela signifierait ainsi que le développement du travail posté aurait le même impact sur la production qu'une augmentation du stock de capital.

De même que pour la fonction de production à deux facteurs, l'hypothèse de rendements d'échelle constants est acceptée pour toutes les estimations, excepté la méthode des moments généralisés en différences. L'imposition de rendements constants modifie légèrement les résultats de l'estimateur MMGS, puisque l'élasticité de la durée du travail augmente (de 0,28 à 0,46). Quant à l'élasticité du travail posté, bien qu'elle soit légèrement plus importante (de 0,30 à 0,52), elle reste statistiquement équivalente à celle du capital.

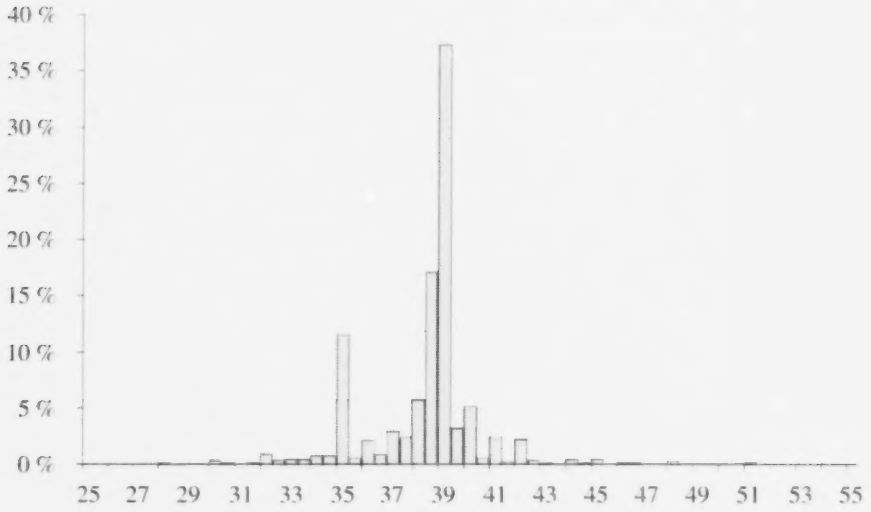
Comme la prise en compte de la durée du travail conduit à une élasticité non significative ou contraire à l'intuition, puisqu'elle se révèle inférieure à celle du seul travail (soit un résultat en contradiction avec les résultats de la littérature (Hamermesh, 1993), nous procédons à de nouvelles estimations sans cette variable.

L'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à trois facteurs (capital, travail, travail posté) aboutit à des résultats proches des précédents, quel que soit l'estimateur considéré. Dans le cas de l'estimateur MMGS, on retrouve une élasticité du travail posté statistiquement équivalente à celle du capital (Tableau 6). Afin de tester la robustesse de ce résultat, des estimations ont été réalisées en utilisant différents indicateurs de recours au travail posté alternatifs : on retrouve encore une égalité entre l'élasticité du capital et celle du travail posté (Tableau 6)

5.3 L'apport des durées d'utilisation dans la combinaison productive

L'apport statistique des durées d'utilisation des facteurs peut être évalué à partir du test proposé par Bond, Bowsher et Windmeijer (2001), qui consiste à comparer la valeur de la fonction à minimiser pour obtenir l'estimateur MMGS sous l'hypothèse nulle ($\hat{\beta}_2^C$) et sous l'hypothèse alternative ($\hat{\beta}^2$).

Graphique 1: Répartition de la durée du travail dans l'échantillon



Nota : 949 observations. La moyenne de la variable est de 38,30 et l'écart-type de 2,16.

Tableau 5 : Fonction de production avec durée du travail et travail posté

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*
β_L	0,649	0,653	0,481	0,686
	(0,056)	(0,071)	(0,208)	(0,122)
β_K	0,301	0,204	-0,105	0,344
	(0,048)	(0,065)	(0,19)	(0,108)
β_{DHT}	0,148	0,283	0,185	0,275
	(0,096)	(0,104)	(0,344)	(0,231)
β_{NOP}	0,112	0,135	0,024	0,301
	(0,038)	(0,042)	(0,146)	(0,145)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,11	0,76	0,37	0,05
[p-stat]	[0,00]	[0,38]	[0,54]	[0,83]
Rendements d'échelle constants				
β_L	0,685	0,724	**	0,655
	(0,045)	(0,055)		(0,154)
β_K	0,315	0,276		0,345
β_{DHT}	0,155	0,296		0,459
	(0,097)	(0,104)		(0,215)
β_{NOP}	0,107	0,129		0,519
	(0,039)	(0,042)		(0,134)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,45	4,24		1,06
[p-stat]	[0,00]	[0,04]		[0,30]

Nota : écarts-types entre parenthèses

* Écarts-types de la deuxième étape corrigés d'après Windmeijer (2000)

** hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée

Tableau 6 : Fonction de production Cobb-Douglas avec travail posté

	MCO	Within	MMGD*	MMGS*	Indicateur travail posté	
					Arithmétique	Harmonique
β_L	0,64	0,65	0,48	0,67	0,67	0,67
	(0,06)	(0,07)	(0,21)	(0,13)	(0,13)	(0,12)
β_K	0,30	0,20	-0,11	0,34	0,34	0,32
	(0,05)	(0,07)	(0,18)	(0,11)	(0,11)	(0,10)
β_{NOP}	0,11	0,13	0,02	0,30	0,29	0,40
	(0,04)	(0,04)	(0,15)	(0,14)	(0,13)	(0,22)
$\beta_K = \beta_{NOP}$***	9,37	0,73	0,37	0,04	0,09	0,11
[p-stat]	*[0,00]*	*[0,39]*	*[0,54]*	*[0,84]*	*[0,76]*	*[0,74]*
Rendements d'échelles constants						
β_L	0,68	0,72	**	0,62	0,62	0,61
	(0,05)	(0,06)		(0,14)	(0,14)	(0,10)
β_K	0,319	0,28		0,38	0,38	0,39
β_{NOP}	0,11	0,13		0,53	0,51	0,70
	(0,04)	(0,04)		(0,12)	(0,11)	(0,20)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11,95	4,46		0,68	0,60	1,69
[p-stat]	*[0,00]*	*[0,03]*		*[0,41]*	*[0,44]*	*[0,19]*

Nota : écarts-types entre parenthèses

* Résultats de la deuxième étape : écarts-types corrigés d'après Windmeijer (2000)

** Hypothèse de rendements d'échelle constants rejetée

*** Test de Wald H0 : $\beta_K = \beta_{NOP}$

Sous l'hypothèse nulle et pour r contraintes de type $r(\beta) = 0$, la statistique calculée (D_{RU}) suit un χ^2 à r degrés de liberté :

$$D_{RU} = N(J(\hat{\beta}_2^C) - J(\hat{\beta}_2))$$

$$\text{avec } J(\beta) = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, \beta))\right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, \beta))\right].$$

Les résultats des tests (Tableau 6) confirment que la mesure de la durée du travail utilisée n'apporte statistiquement aucune information puisqu'on accepte l'hypothèse (H0) $\beta_{DHT} = 0$, contrairement à l'intensité du recours au travail posté, où l'on rejette l'hypothèse $\beta_{NOP} = 0$.

5.4 Une comparaison avec les études antérieures

Une comparaison du Tableau 1 avec nos résultats montre que la prise en compte du travail posté améliore sensiblement les estimations de la part des facteurs dans l'économie. Les coefficients correspondants sont pour la plupart significatifs et permettent d'obtenir des estimations plus

Tableau 7 : Apport de la durée du travail et de l'intensité du recours au travail posté dans la combinaison productive

	Stat	p-stat
Durée du travail		
Équation à quatre facteurs (K, L, NOP, DHT)	0.58	0.447
vs.		
Équation à trois facteurs (K,L,NOP)		
H0 : $\beta_{DHT} = 0$		
Intensité du recours au travail posté		
Équation à trois facteurs (K,L,NOP)	4.39	0.036
vs.		
Équation à deux facteurs (K,L)		
H0 : $\beta_{NOP} = 0$		

Nota : Stat correspond à la statistique définie par Bond, Bowsher et Windmeijer (2001) et suit un χ_2 à 1 degré de liberté sous l'hypothèse H0; la méthode d'estimation utilisée est la méthode des moments généralisés en système (MMGS).

significatives pour les productivités marginales du capital et du travail, et plus conformes aux rémunérations de ces facteurs dans la valeur ajoutée : par conséquent l'hypothèse de rendements d'échelle unitaires par rapport aux stocks de capital et de travail ne peut être rejetée.

En particulier, les études sur données françaises tendent respectivement à sous-estimer la part du capital dans l'économie et à surestimer la part du travail dans la valeur ajoutée, notamment lorsque les données au niveau individuel ne sont pas prises en compte. Dans le même temps, les estimations obtenues à partir de l'estimateur MMGD ne diffèrent que marginalement des estimations MCO pour la part des facteurs capital et travail dans l'économie. Un deuxième débat dans l'estimation des fonctions de production concerne les productivités relatives des effectifs salariés et de la durée du travail. Les valeurs respectives de ces paramètres interviennent dans la discussion des gains éventuels de productivité liés à une variation de la durée du travail. Elles permettent aussi d'évaluer par exemple la plausibilité du régime de recours permanent aux heures supplémentaires de la part d'une entreprise. Or, les résultats empiriques sont assez contrastés sur ce point.

Diverses études (Feldstein, 1967, sur données britanniques ou Craine, 1973, sur données américaines) obtiennent une élasticité de la production vis-à-vis de la durée individuelle du travail qui est supérieure à l'unité. D'autres travaux obtiennent des valeurs plus faibles, soit en différenciant les comportements par grands secteurs de l'économie (Leslie et Wise (1980), pour le Royaume-Uni), soit en introduisant des indicateurs cycliques, soit en considérant le rôle des services producteurs du capital (Hart et McGregor, 1988 ou Anxo et Bigsten,1989). Ainsi, l'omission de la durée d'utilisation des équipements peut induire des résultats biaisés. En effet,

une hausse de la durée du travail, à organisation du travail donnée (donc à nombre d'ouvriers par poste fixé), induit un accroissement de la durée d'utilisation du capital, qui permettra d'augmenter la production. Faute de prendre en compte cet effet, l'élasticité de la production par rapport à la variable durée du travail risque donc d'être surévaluée.

Ne disposant pas de mesure de la durée d'utilisation des équipements, Anxo et Bigsten (1989) proposent l'estimation d'une fonction de production pour l'industrie suédoise en intégrant le capital, les effectifs, la durée du travail et un taux d'utilisation des capacités. Ils observent une élasticité négative de la production par rapport au taux d'utilisation des capacités de production. Ce résultat apparemment paradoxal — puisque ces auteurs retiennent a priori cet indicateur comme une mesure conjoncturelle de l'écart entre offre et demande de biens — pourrait s'expliquer par l'utilisation prioritaire des équipements les plus productifs, les autres n'étant mis en marche que lors des phases de reprise importante de l'activité. Cela pourrait se justifier par l'existence de différentes générations d'équipements ou plus généralement par l'hétérogénéité du capital, et l'on observerait ainsi, à l'approche de la pleine utilisation des capacités de productives, des « effets de saturation », comparables à ceux analysés par Cette et coll. (1991). Disposant pour notre part d'une mesure de la durée d'utilisation des équipements, nous obtenons, à l'instar de Hart et McGregor (1988), des élasticités identiques de la production par rapport au capital ou à sa durée d'utilisation.

6. Conclusion

Notre étude a permis d'établir un résultat intéressant : le recours au travail posté aurait un impact significatif sur la création de richesses, et l'élasticité du travail posté serait équivalente à celle du capital. Toutes choses égales par ailleurs et en supposant l'homogénéité du stock de capital, il serait équivalent d'acquérir un nouvel équipement ou d'utiliser le même deux fois plus longtemps. Ces résultats sont en outre obtenus à partir d'une méthode d'estimation (la méthode des moments généralisés en système) qui paraît plus efficace que les estimateurs traditionnellement utilisés (MCO, *Within*, méthode des moments généralisés en première différence) et qui renforce donc notre diagnostic. Dans le même temps, les estimations MMGD montrent que les résultats obtenus dépendent essentiellement de la prise en compte des équations en niveau et donc des instruments en différence première. En revanche, nous n'avons pu mettre en évidence un impact réellement significatif de la durée du travail, vraisemblablement du fait d'erreurs de mesure et de sa faible variance.

Nous sommes néanmoins conscients des limites de notre étude : l'échantillon utilisé est de taille relativement modeste et on ne peut exclure que la relative faiblesse de la dimension individuelle comparativement à la dimension temporelle soit de nature à fragiliser nos résultats. En particulier, si l'on généralise les résultats de nos simulations de Monte Carlo, on ne peut exclure l'existence d'un biais pour les paramètres des variables exogènes.

Bibliographie

Anderson, T., et C. Hsiao (1981). « Estimation of Dynamics Models with Error Compoents », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, p. 598-606.

——— (1982). « Formulation and Estimation of Dynamics Models Using Panel Data », *Journal of Econometrics*, vol. 18, p. 47-82.

Anxo, D., et A. Bigsten (1989). « Working hours and productivity in Swedish manufacturing », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 91, n° 3, p. 613-619.

Arellano, M., et S. Bond (1991). « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, n° 2, p. 277-297.

Arellano, M., et O. Bover (1995). « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, p. 29-51.

Ball, R. J., et E.B.A St. Cyr (1966). « Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry », *Review of Economic Studies*, vol. 33, n° 3, p. 179-208.

Blundell, R., et S. Bond (1998). « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, vol. 87, p. 115-143.

——— (2000). « GMM Estimation with Persistent Panel Data : An Application to Production Functions », *Econometric Reviews*, vol. 19, n° 1, p. 321-340.

Blundell, R., S. Bond et F. Windmeijer (2000). « Estimation in Dynamic Panel Data Models : Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator ». *In: Advances in Econometrics, vol. 15, Nonstationary panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, sous la direction de B. Baltagi, Texas. A & M University.

Bond, S., C. Bowsher et F. Windmeijer (2001). « Criterion-Based Inference for GMM in Autoregressive Panel Data Models », *Economics Letters*, vol. 73, n° 3, p. 379-388.

Bond, S., C. Nauges et F. Windmeijer (2002). « Unit Root and Identification in Autoregressive Panel Data Models : A Comparison of Alternative Tests », Institute for Fiscal Studies.

Bosworth, D., et G. Cette (1995). « La mesure de la durée d'utilisation des équipements ». *In : Utilisation des équipements et horaires de travail*, sous la direction de D. Anxo, G. Bosch, D. Bosworth, G. Cette, T. Sterner, D. Taddei, INSEE METHODES n° 49-50-51.

Brechling, F., et P. O'Brien (1967). « Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries : An International Comparison », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 49, n° 3, p. 277-287.

Cahuc, P., P. Granier et coll. (1997). « La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi? », ouvrage collectif, *Economica*.

Cette, G. (1983). « Degrés d'utilisation des facteurs et demande d'investissement et de travail », *Revue Économique*, vol. 34, n°4, juillet.

——— (1990). « Durée d'utilisation des équipements : L'inversion d'une tendance longue. », *Économie et Statistique*, n° 231, avril.

Cette, G., S. Cueva, D. Taddei, et X. Timbeau (1991). « Capacités de Production et Degrés d'Utilisation : la Mise en Evidence des Effets de Saturation », *Cahiers du Grefi*, n° 1991-2.

Craine, R. (1973). « On the Service Flow from Labour », *Review of Economic Studies*, vol. 40, n° 11, p. 39-46.

Cueva, S., M. Rubinstein, D. Taddei et X. Timbeau (1993). « Modèle Dynamique de Production avec Degrés d'Utilisation: Analyse Théorique et Econométrique », *Cahiers du Grefi*, n° 1993-1, avril.

Cueva, S. (1995). « Demande de facteurs et degrés d'utilisation du capital et du travail » thèse de doctorat en science économique, Université de Paris I, Panthéon-Sorbonne, septembre.

Cueva, S., et E. Heyer (1997). « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du Travail : une analyse économétrique », *Economie & Prévision*, vol. 11, p. 93-111.

Dares, (2001). « Résultats de l'enquête trimestrielle sur l'activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre au 2ème trimestre 2001 », octobre.

Doornik, J.A., M. Arellano et S. Bond (2002). « Panel data estimation using DPD for Ox », miméo.

Dupaigne, M. (2002). « Travail posté et durée d'utilisation des équipements dans les fluctuations économiques », *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 66.

Feldstein, M.S. (1967). « Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function », *Review of Economic Studies* octobre, vol. 34, n° 4, p. 375-386.

Foss, M.F. (1963). « The Utilization of Capital Equipement », *Survey of Current Business*, volume 43, n° 6, juin.

Gianella, C., et P. Lagarde (1999). « Productivity of hours in the aggregate production function : An evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector », document de travail de l'INSEE, G9918, décembre.

Griliches, Z., et J. Mairesse (1997). « Production functions : the search for identification ». *In* : *Essays in Honour of Ragnar Frisch*, sous la direction de S. Strom, Econometric Society Monograph Series, Cambridge University Press.

Hamermesh, D.S. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press.

Hart, R.A., et P. G. McGregor (1988). « The Return to Labour Services in West German Manufacturing Industry », *European Economic Review* vol. 32, n° 4, p. 947-963.

Heyer, E. (1998). « Rigidités de l'offre et degrés d'utilisation des facteurs de production », thèse de doctorat en science économique, Université d'Aix-Marseille II, mars.

Hsiao, C., (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

Kiviet, J. (1995). « On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, p. 53-78.

Leslie, D., et T. Wise (1980). « The Productivity of Hours in U.K. Manufacturing and Production Industries », *Economic Journal* vol. 90, n° 357, p. 74-84.

Mairesse, J., et B. Hall (1996), « Estimating the Productivity of Research and Development in French and United States Manufacturing Firms ». *In : International Productivity Differences: Measurement and Explanations*, sous la direction de B. Van Ark et K. Wagner.

Marshak, J., et W.H. Andrews (1944). « Random Simultaneous Equations and the Theory of Production », *Econometrica*, vol. 12, n° 3 et 4, p. 143-172.

Nadiri, I. (1968). « The Effects of Relative Prices and Capacity on the Demand for Labour in the U.S. Manufacturing Sector », *The Review of Economic Studies*, vol. 35, n° 3, p. 273-288.

Nadiri, I., et S. Rosen (1969). « Interrelated Factor Demand Functions », *The American Economic Review*, vol. 59, n° 4, pp. 457-471.

——— (1973). *A desequilibrium model of the demand for factors of production*, Columbia University Press, New York.

Nickell, S. (1981). « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, vol. 49, n° 6, p. 1417-1426.

O.C.D.E (2001). *Measuring Capital. A Manual on the Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services.*

Sargan, J. (1958). « The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables », *Econometrica*, vol. 26, n° 3, p. 329-338.

Sevestre, P., et A. Trognon (1996). « Linear Dynamic Models ». *In : The econometrics of panel data : Handbook of theory and applications*, sous la direction de L. Matyas et P. Sevestre, Kluwer Academic Publishers.

Staiger, D., et J. Stock (1997). « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65, p. 557-586.

Sylvain, A., 2003a « Lois de mortalité et durées de vie des équipements dans l'industrie », *Bulletin de la Banque de France* n° 111, mars.

Sylvain, A., 2003b, « Pertinence empirique des mesures indirectes de la Durée d'Utilisation des Equipements », miméo, Banque de France, Observatoire des entreprises.

Windmeijer, F., 2000, « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators », *The Institute for Fiscal Studies*, Working Paper No. 00/19.

Ziliak, J., 1997, « Efficient Estimation with Panel Data when Instruments are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition estimators », *Journal of Business Economic Statistics*, vol. 15, n° 4, p. 419-431.

Annexe 1 : Données utilisées, construction des variables, et sélection de l'échantillon

A1.1 Travail posté et durée d'utilisation des équipements

Le travail posté ou travail en équipes successives est une forme de travail par relais dans laquelle plusieurs équipes se succèdent avec un temps de chevauchement nul ou réduit au passage de consignes. On distingue classiquement :

- le travail **discontinu** (de type 2x8), qui permet un temps de fonctionnement quotidien allongé mais conserve un arrêt la nuit et en fin de semaine

- le travail **semi-continu** (3x8), qui permet un fonctionnement ininterrompu, sauf en fin de semaine

- le travail en **continu**, organisé sans aucun arrêt dans la semaine, en général avec 4 ou 5 équipes (4x8 ou 5x8).

Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, plus le recours au travail en équipes est important, plus la durée d'utilisation des équipements est élevée : la durée d'utilisation d'un équipement est deux fois plus élevée lorsque deux équipes s'y succèdent (par rapport à une situation où il n'existe pas d'équipes successives), trois fois plus lorsque trois équipes s'y succèdent, ...

Les mesures de la durée d'utilisation des équipements (DUE) reposant sur l'organisation du travail en équipes et la durée du travail correspondent au produit d'un indicateur d'intensité du recours au travail posté (NOP) par la durée moyenne du travail (DHT) :

$$DUE = NOP \times DHT .$$

L'intensité du recours au travail posté utilisée pour mesurer la durée d'utilisation des équipements correspond généralement à une moyenne du nombre d'équipes successives.

A1.2 : Construction des variables

La ***valeur ajoutée au coût des facteurs*** en valeur (VACF_VAL) est calculée à partir de données de la Centrale des Bilans d'après la relation suivante :

$$\text{VACF_VAL} = \text{FL} + \text{FM} + \text{FN} - (\text{FS} + \text{FT} + \text{FU} + \text{FV} + \text{FW}) + \text{FO} - \text{FX},$$

avec Fl, chiffre d'affaires net; Fm, production stockée; Fn, production immobilisée; Fs, achats de marchandises; Ft, variation de stock de marchandises; Fu, achats de matières premières et autres

approvisionnements; Fv, variation de stocks de matières premières et autres approvisionnements; Fw, autres achats et charges externes; Fo, subventions d'exploitation; Fx, impôts, taxes et versements assimilés;

La valeur ajoutée en volume ***(Y)*** est ensuite obtenue en déflatant par un indice de prix sectoriel (niveau naf36).

En raison d'absence d'information sur l'évolution de l'efficacité des équipements au cours du temps, le ***stock de capital en volume (K)*** calculé au niveau individuel est un stock brut de capital. En raison des données disponibles, il se rapporte à l'ensemble des immobilisations corporelles. Il est calculé à partir d'un modèle de déclassement proportionnel, d'après la relation :

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

avec δ, taux de déclassement des équipements constant fixé à 5% (Sylvain, 2003a).

Le volume de capital initial est calculé en supposant qu'il a été entièrement acquis à la date initiale diminuée de l'âge du capital à cette date; l'âge du capital est déterminé à partir de la part des équipements amortis, en supposant que l'amortissement est linéaire. Les chroniques d'investissements et le stock de capital initial sont déflatés par des indices de prix sectoriels de l'investissement (niveau naf36);

Les ***effectifs totaux (L)*** et la ***durée du travail (DHT)*** proviennent de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements.

L'***indicateur d'intensité du recours au travail posté (NOP)*** est calculé à partir des informations sur la structure du travail posté fournies par l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements. Pour chaque entreprise, cet indicateur est défini tel que :

$$NOP = \frac{\sum_n n \times \alpha_n \times p_u^n}{\sum_n \alpha_n \times p_u^n}$$

avec n, le nombre d'équipes; p_t^n, la part des effectifs travaillant en n équipes; α_n, coefficients constants.

Compte tenu des données disponibles, on a supposé que le travail en discontinu, semicontinu et continu correspondaient à une organisation en deux, trois et cinq équipes.

Selon les coefficients α_n retenus, on retrouve les mesures usuelles de l'intensité du recours au travail posté (Tableau A). L'approche harmonique définit l'intensité du recours au travail posté

comme la moyenne harmonique du nombre d'équipes, l'approche arithmétique comme la moyenne arithmétique du nombre d'équipes. L'indicateur économétrique, indicateur utilisé dans cette étude, retient des coefficients α_n issus d'estimations économétriques sur données individuelles (Sylvain, 2003b).

Tableau A : Indicateurs d'intensité du recours au travail posté

	Approche économétrique	Approche harmonique	Approche arithmétique
α_1	1	1	1
α_2	0,95	0,50	1
α_3	0,91	0,33	1
α_5	0,86	0,20	1

Source : Sylvain (2003b)

A1.3 Sélection de l'échantillon

L'échantillon provient du rapprochement de deux bases de la Banque de France : l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements dans l'industrie et la Centrale des Bilans.

Les entreprises appartenant aux premiers et derniers centiles des répartitions des variables suivantes ont été exclues de l'échantillon : la valeur ajoutée au coût des facteurs; les effectifs; le stock de capital; la productivité apparente du travail; la productivité apparente du capital; l'intensité capitalistique.

Les entreprises présentant les évolutions suivantes ont également été écartées de l'échantillon : une évolution de la valeur ajoutée en volume supérieure à 100% ou inférieure à -70%; une évolution des effectifs supérieure à 50% ou inférieure à -40%; une évolution du stock de capital supérieure à 70%; une évolution de la durée du travail supérieure à 30% ou inférieure à -30%; une évolution de l'indicateur du recours au travail posté supérieure à 100% ou inférieure à -50%; une évolution de la productivité apparente du travail supérieure à 100% ou inférieure à -70%; une évolution de la productivité apparente du capital supérieure à 100% ou inférieure à -70%;

Conformément à la méthode d'estimation utilisée, on exige que les entreprises soient présentes au moins cinq années consécutives dans l'échantillon. À l'issue de cette sélection, on obtient un échantillon non cylindré de 2493 observations (386 entreprises) sur la période 1989-2001

Annexe 2 : Résultats des estimations[1]

A2.1 : Fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs (capital et travail)

	Ols	Within	Dif-GMM (t – 2/t – 4)	Dif-GMM (t – 3/t – 5)	Sys-GMM (t – 2/t – 4)	Sys-GMM (t – 3/t – 5)
y_{t-1}	0,912	0,513	0,039	0,118	0,787	0,875
	(0,018)	(0,044)	(0,11)	(0,12)	(0,078)	(0,073)
l_t	0,595	0,653	0,475	0,412	0,666	0,369
	(0,066)	(0,069)	(0,181)	(0,23)	(0,193)	(0,133)
l_{t-1}	-0,531	-0,28	0,151	-0,005	-0,409	-0,277
	(0,065)	(0,079)	(0,210)	(0,185)	(0,179)	(0,147)
k_t	0,202	0,235	-0,069	-0,128	0,374	0,296
	(0,072)	(0,068)	(0,219)	(0,209)	(0,300)	(0,186)
k_{t-1}	-0,176	-0,201	-0,098	0,094	-0,398	-0,263
	(0,071)	(0,078)	(0,240)	(0,183)	(0,286)	(0,171)
m1	-1,4	3,33	-1,13	-1,64	-5,7	-5,46
p-stat	(0,161)	(0,001)	(0,261)	(0,101)	(0,00)	(0,00)
m2	-0,77	-0,12	-1,16	-0,9	-0,76	-0,55
p-stat	(0,442)	(0,907)	(0,248)	(0,370)	(0,448)	(0,584)
Comfac	5,53	1,85	0,74	0,29	4,68	1,15
p-stat	(0,063)	(0,396)	(0,692)	(0,866)	(0,096)	(0,563)
Sargan			72,24	64,96	111,28	85,17
p-stat			(0,601)	(0,738)	(0,271)	(0,855)
Dsar					39,04	20,21
p-stat					(0,063)	(0,822)
			Représentation dynamique			
ρ	0,907	0,518	0,03	0,126	0,768	0,878
	(0,017)	(0,044)	(0,105)	(0,120)	(0,062)	(0,069)
β_L	0,65	0,658	0,48	0,436	0,884	0,466
	(0,057)	(0,071)	(0,169)	(0,221)	(0,137)	(0,152)
β_K	0,307	0,203	-0,084	-0,111	0,171	0,422
	(0,048)	(0,065)	(0,149)	(0,196)	(0,164)	(0,163)
Crs	0,94	2,99	11,71	6,43	0,2	0,53
p-stat	(0,331)	(0,084)	(0,001)	(0,011)	(0,655)	(0,466)
			Estimation contrainte $\alpha + \beta = 1$			
ρ	0,901	0,508	0,105	0,069	0,602	0,649
	(0,016)	(0,043)	(0,105)	(0,113)	(0,129)	(0,121)
β_L	0,679	0,726	0,859	0,89	0,843	0,72
	(0,046)	(0,056)	(0,155)	(0,164)	(0,134)	(0,126)

Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t – 3 et t – 5 et les variables en différence en t – 2.

1. Toutes les estimations sont réalisées avec indicatrices temporelles et indicatrices sectorielles (niveau naf 16). Les notations suivantes sont utilisées : « m1 » est un test d'autocorrélation des résidus d'ordre un, « m2 » d'ordre deux. « Sargan » est un test de validité des instruments. « Dsar » est un test de validité des instruments supplémentaires (les instruments en différences pour MMGS). « Comfac » est un test de Wald testant la validité de la représentation dynamique. « Crs » est un test de Wald de l'hypothèse de rendements d'échelle constants ($\beta_L + \beta_K = 1$).

A2.2 : Fonction de production Cobb-Douglas avec durée du travail et travail posté

	Ols	Within	Dif-GMM (t – 2/t – 4)	Dif-GMM (t – 3/t – 5)	Sys-GMM (t – 2/t – 4)	Sys-GMM (t – 3/t – 5)
y_{t-1}	0,909	0,5	0,033	0,126	0,784	0,759
	(0,017)	(0,044)	(0,091)	(0,117)	(0,068)	(0,083)
l_t	0,59	0,648	0,498	0,495	0,644	0,569
	(0,066)	(0,069)	(0,178)	(0,217)	(0,15)	(0,147)
l_{t-1}	-0,522	-0,274	0,086	-0,025	-0,415	-0,379
	(0,066)	(0,077)	(0,203)	(0,193)	(0,142)	(0,145)
k_t	0,191	0,228	-0,103	-0,098	0,373	0,316
	(0,072)	(0,066)	(0,223)	(0,199)	(0,242)	(0,201)
k_{t-1}	-0,167	-0,183	-0,089	0,062	-0,381	-0,239
	(0,07)	(0,078)	(0,235)	(0,187)	(0,229)	(0,183)
dht_t	0,184	0,362	0,606	0,272	0,507	0,413
	(0,113)	(0,114)	(0,275)	(0,333)	(0,389)	(0,307)
dht_{t-1}	-0,084	0,085	0,3	0,256	-0,572	0,034
	(0,093)	(0,104)	(0,363)	(0,294)	(0,348)	(0,357)
nop_t	0,116	0,139	-0,018	0,025	0,196	0,305
	(0,038)	(0,045)	(0,137)	(0,139)	(0,112)	(0,13)
nop_{t-1}	-0,095	-0,059	0,007	-0,185	-0,051	-0,279
	(0,036)	(0,046)	(0,093)	(0,124)	(0,081)	(0,133)
m1	-1,37	3,43	-1,25	-1,87	-5,82	-5,13
p-stat	(0,172)	(0,001)	(0,212)	(0,062)	0	0
m2	-0,64	-0,08	-1,71	-1,27	-0,78	-0,45
p-stat	(0,522)	(0,935)	(0,087)	(0,203)	(0,438)	(0,651)
Comfac	7,27	7,27	1,24	3,01	4,87	2,14
p-stat	(0,122)	(0,123)	(0,871)	(0,556)	(0,301)	(0,71)
Sargan			97,54	85,01	149,71	124,4
p-stat			(0,523)	(0,759)	(0,183)	(0,646)
Dsar					52,17	39,39
p-stat					(0,04)	(0,321)
			Représentation dynamique			
ρ	0,904	0,503	0,031	0,083	0,777	0,768
	(0,017)	(0,043)	(0,082)	(0,114)	(0,071)	(0,073)
β_L	0,649	0,653	0,463	0,481	0,826	0,686
	(0,056)	(0,071)	(0,171)	(0,208)	(0,102)	(0,122)
β_K	0,301	0,204	-0,115	-0,105	0,158	0,344
	(0,048)	(0,065)	(0,151)	(0,19)	(0,112)	(0,108)
β_{DHT}	0,148	0,283	0,53	0,185	0,493	0,275
	(0,096)	(0,104)	(0,291)	(0,344)	(0,277)	(0,231)
β_{NOP}	0,112	0,135	0,003	0,024	0,052	0,301
	(0,038)	(0,042)	(0,123)	(0,146)	(0,091)	(0,145)
Crs	1,33	3,24	11,08	5,67	0,02	0,11
p-stat	(0,249)	(0,072)	(0,001)	(0,017)	(0,894)	(0,735)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	9,11	0,756	0,49	0,37	0,55	0,05
p-stat	(0,00)	(0,384)	(0,49)	(0,54)	(0,46)	(0,83)

(suite page suivante)

A2.2 : Fonction de production Cobb-Douglas avec durée du travail et travail posté (suite)

	Ols	Within	Dif-GMM (t – 2/t – 4)	Dif-GMM (t – 3/t – 5)	Sys-GMM (t – 2/t – 4)	Sys-GMM (t – 3/t – 5)
			Estimation contrainte $\beta_L + \beta_K = 1$			
ρ	0.898	0.493	0.097	0.062	0.594	0.538
	(0.016)	(0.042)	(0.084)	(0.114)	(0.122)	(0.118)
β_L	0.685	0.724	0.817	0.901	0.833	0.655
	(0.045)	(0.055)	(0.137)	(0.159)	(0.098)	(0.154)
β_{DHT}	0.155	0.296	0.616	0.298	0.619	0.459
	(0.097)	(0.104)	(0.3)	(0.357)	(0.304)	(0.215)
β_{NOP}	0.107	0.129	0.015	0.097	0.206	0.519
	(0.039)	(0.042)	(0.129)	(0.155)	(0.086)	(0.134)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11.45	4.24	0.94	0.00	0.15	1.06
p-stat	(0.00)	(0.04)	(0.33)	(0.99)	(0.70)	(0.30)

Les instruments utilisés sont les variables explicatives (excepté la durée du travail) en niveau entre t-3 et t-5 et les variables en différence en t-2.

A2.3 : Fonction de production Cobb-Douglas avec travail posté

	Ols	Within	Dif-GMM (t – 2/t – 4)	Dif-GMM (t – 3/t – 5)	Sys-GMM (t – 2/t – 4)	Sys-GMM (t – 3/t – 5)
y_{t-1}	0.909	0.509	0.03	0.135	0.786	0.787
	(0.018)	(0.043)	(0.091)	(0.113)	(0.068)	(0.073)
l_t	0.585	0.64	0.518	0.483	0.654	0.568
	(0.066)	(0.069)	(0.181)	(0.221)	(0.155)	(0.154)
l_{t-1}	-0.518	-0.272	0.094	-0.027	-0.43	-0.41
	(0.066)	(0.078)	(0.198)	(0.189)	(0.155)	(0.149)
k_t	0.2	0.236	-0.102	-0.136	0.367	0.334
	(0.071)	(0.067)	(0.196)	(0.198)	(0.236)	(0.201)
k_{t-1}	-0.176	-0.208	-0.086	0.104	-0.381	-0.264
	(0.07)	(0.078)	(0.227)	(0.18)	(0.22)	(0.183)
nop_t	0.114	0.137	0.022	0.015	0.221	0.296
	(0.039)	(0.047)	(0.123)	(0.138)	(0.112)	(0.126)
nop_{t-1}	-0.097	-0.065	0.018	-0.19	-0.059	-0.297
	(0.037)	(0.046)	(0.092)	(0.123)	(0.086)	(0.118)
m1	-1.34	3.44	-1.17	-1.94	-5.63	-5.32
p-stat	(0.181)	(0.001)	(0.240)	(0.052)	(0.00)	(0.00)
m2	-0.54	0.16	-1.15	-1.01	-0.5	-0.27
p-stat	(0.591)	(0.876)	(0.249)	(0.312)	(0.615)	(0.785)
Comfac	5.74	2.19	0.58	2.75	4.52	1.6
p-stat	(0.125)	(0.535)	(0.9)	(0.433)	(0.211)	(0.659)
Sargan			99.14	85.92	156.17	124.3
p-stat			(0.534)	(0.782)	(0.126)	(0.693)
Dsar					57.03	38.37
p-stat					(0.014)	(0.362)
Représentation dynamique						
ρ	0.905	0.513	0.034	0.09	0.788	0.774
	(0.017)	(0.043)	(0.083)	(0.110)	(0.062)	(0.071)
β_L	0.644	0.646	0.509	0.482	0.836	0.674
	(0.056)	(0.071)	(0.176)	(0.212)	(0.104)	(0.125)
β_K	0.303	0.202	-0.11	-0.113	0.143	0.338
	(0.048)	(0.065)	(0.147)	(0.183)	(0.116)	(0.11)
β_{NOP}	0.111	0.133	0.031	0.017	0.053	0.299
	(0.038)	(0.042)	(0.113)	(0.146)	(0.091)	(0.138)
Crs	1.5	3.69	9.58	5.99	0.03	0.02
p-stat	(0.220)	(0.055)	(0.002)	(0.014)	(0.866)	(0.896)
	9.37	0.73	0.72	0.37	0.36	0.04
p-stat	(0.000)	(0.390)	(0.400)	(0.540)	(0.550)	(0.840)
Estimation contrainte $\beta_L + \beta_K = 1$						
ρ	0.898	0.504	0.085	0.062	0.578	0.534
	(0.016)	(0.042)	(0.09)	(0.113)	(0.114)	(0.132)
β_L	0.681	0.721	0.846	0.921	0.82	0.616
	(0.045)	(0.056)	(0.141)	(0.155)	(0.1)	(0.141)
β_{NOP}	0.106	0.127	0.046	0.089	0.231	0.523
	(0.039)	(0.043)	(0.121)	(0.161)	(0.092)	(0.119)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	11.95	4.46	0.40	0.00	0.22	0.68
p-stat	(0.00)	(0.030)	(0.530)	(0.970)	(0.640)	(0.410)

Les instruments utilisés sont les variables explicatives en niveau entre t – 3 et t – 5 et les variables en différence en t – 2.

A2.4 : Fonction de production Cobb-Douglas avec indicateurs de recours au travail posté alternatifs (estimateur MMGS)

	Indicateur Arithmétique	Indicateur Harmonique
y_{t-1}	0.788	0.789
	(0.072)	(0.078)
l_t	0.56	0.551
	(0.154)	(0.149)
l_{t-1}	-0.403	-0.387
	(0.15)	(0.155)
k_t	0.334	0.296
	(0.2)	(0.2)
k_{t-1}	-0.263	-0.236
	(0.184)	(0.185)
nop_t	0.285	0.345
	(0.119)	(0.207)
nop_t	-0.289	-0.35
	(0.112)	(0.177)
m1	-5.32	-5.23
p-stat	(0.00)	(0.00)
m2	-0.27	-0.32
p-stat	(0.787)	(0.747)
Comfac	1.7	2.01
p-stat	(0.637)	(0.57)
Sargan	124.49	119.95
p-stat	(0.689)	(0.784)
Dsar	38.28	36.69
p-stat	(0.366)	(0.437)
Représentation dynamique		
ρ	0.774	0.778
	(0.071)	(0.07)
β_L	0.671	0.672
	(0.127)	(0.116)
β_K	0.343	0.319
	(0.111)	(0.103)
β_{NOP}	0.288	0.397
	(0.131)	(0.222)
Crs	0.02	0.01
p-stat	(0.880)	(0.922)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	0.09	0.11
p-stat	(0.760)	(0.740)
Estimation contrainte $\beta_L + \beta_K = 1$		
ρ	0.537	0.542
	(0.128)	(0.123)
β_L	0.618	0.611
	(0.135)	(0.100)
β_{NOP}	0.507	0.7
	(0.112)	(0.204)
$\beta_K = \beta_{NOP}$	0.60	1.69
p-stat	(0.44)	(0.19)

Les instruments utilisés sont les variables explicatives (excepté la durée du travail) en niveau entre t − 3 et t − 5 et les variables en différence en t − 2.

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2004

2004-11	Estimating New Keynesian Phillips Curves Using Exact Methods	L. Khalaf et M. Kichian
2004-10	Public Venture Capital and Entrepreneurship	O. Secrieru et M. Vigneault
2004-9	Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework	J.-P. Lam et G. Tkacz
2004-8	The Economic Theory of Retail Pricing: A Survey	O. Secrieru
2004-7	The Demand for Money in a Stochastic Environment	J. Atta-Mensah
2004-6	Bank Capital, Agency Costs, and Monetary Policy	C. Meh et K. Moran
2004-5	Structural Change and Forecasting Long-Run Energy Prices	J.-T. Bernard, L. Khalaf, et M. Kichian
2004-4	A Structural Small Open-Economy Model for Canada	S. Murchison, A. Rennison, et Z. Zhu
2004-3	Modélisation << PAC >> du secteur extérieur de l'économie américaine	M.-A. Gosselin et R. Lalonde
2004-2	Exact Tests of Equal Forecast Accuracy with an Application to the Term Structure of Interest Rates	R. Luger
2004-1	The Effect of Adjustment Costs and Organizational Change on Productivity in Canada: Evidence from Aggregate Data	D. Leung

2003

2003-44	Common Trends and Common Cycles in Canadian Sectoral Output	F. Barillas et C. Schleicher
2003-43	Why Does Private Consumption Rise After a Government Spending Shock?	H. Bouakez et N. Rebei
2003-42	A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account	T. Kano
2003-41	Anatomy of a Twin Crisis	R.H. Solomon

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca